Jurnal Barekeng
Vol. 5 No. 2 Hal. 25 – 30 (2011)

Barekeng
jurnal ilmu matematika dan terapan

MODEL GEOGRAPHICALLY WEIGHTED POISSON REGRESSION DENGAN PEMBOBOT FUNGSI KERNEL GAUSS

Studi Kasus: Jumlah Kematian Bayi di Jawa Timur Tahun 2007

SALMON NOTJE AULELE
Staf Jurusan Matematika Fakultas MIPA Universitas Pattimura
Jl. Ir. M. Putuhena, Kampus Unpatti, Poka-Ambon
email: once_cancer@yahoo.com

ABSTRAK

Kematian bayi adalah suatu kematian yang dialami anak sebelum mencapai usia satu tahun. Angka kematian bayi (AKB) adalah besarnya kemungkinan bayi meninggal sebelum mencapai usia satu tahun, dinyatakan dalam perseribu kelahiran hidup. Analisis regresi merupakan analisis statistik yang bertujuan untuk memodelkan hubungan antara variabel respon dengan variabel prediktor. Apabila variabel respon berdistribusi Poisson, maka model regresi yang digunakan adalah regresi Poisson. *Geographically Weighted Poisson Regression* (GWPR) adalah bentuk lokal dari regresi Poisson dimana lokasi diperhatikan yang berasumsi bahwa data berdistribusi Poisson. Dalam penelitian ini akan mengetahui faktor-faktor apa saja yang mempengaruhi jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Timur dengan menggunakan model GWPR dengan menggunakan pembobot fungsi kernel gauss. Hasil penelitian menunjukan bahwa secara keseluruhan faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi di Jawa Timur berdasarkan model GWPR dengan pembobot fungsi kernel gauss adalah persentase persalinan yang dilakukan dengan bantuan tenaga non medis (X_1), rata-rata usia perkawinan pertama wanita (X_2), rata-rata pemberian ASI ekslusif (X_4) dan jumlah sarana kesehatan (X_7). Berdasarkan variabel yang signifikan maka kabupaten/kota di Jawa Timur dapat dikelompokan menjadi 2 kelompok. Dengan membandingkan nilai AIC antara model regresi Poisson dan model GWPR diketahui bahwa model GWPR dengan pembobot fungsi kernel Gauss merupakan model yang lebih baik digunakan untuk menganalisis jumlah kemtian bayi di Propinsi Jawa Timur tahun 2007.

Kata Kunci: *Kematian Bayi, Geographically Weighted Poisson Regression, Maximum Likelihood Estimator, Fungsi Kernel Gauss*

PENDAHULUAN

Pembangunan kesehatan pada hakekatnya merupakan penyelenggaraan upaya kesehatan untuk mencapai kemampuan hidup sehat secara mandiri dengan upaya peningkatan derajat kesehatan masyarakat yang optimal, peningkatan sumber daya manusia dan pemerataan jangkauan pelayanan kesehatan. *Millenium Development Goals* (MDGs) adalah sebuah komitmen bersama masyarakat internasional untuk mempercepat pembangunan manusia dan pengentasan kemiskinan. Salah satu tujuan MDGs yaitu menurunkan Angka Kematian Balita sebesar dua pertiga dari tahun 1990 sampai dengan tahun 2015. Indikator angka kematian balita yang paling panting adalah angka kematian bayi. Angka kematian bayi adalah salah satu indikator penting dalam menentukan tingkat kesehatan masyarakat. Negara Indonesia masih harus berjuang keras untuk memperbaiki indikator pembangunan kesehatan, khususnya angka kematian bayi, karena tren angka kematian bayi selama beberapa tahun terakhir belum menurun. Berdasarkan prediksi dari tim BPS-UNDP-Bappenas (2005) penurunan angka kematian bayi tidak berlangsung cepat, tetapi turun perlahan secara eksponensial. Berdasarkan pola ini, diperkirakan di tahun 2015 angka kematian bayi di Indonesia mencapai 21 kematian bayi tiap 1000 kelahiran. Angka ini belum memenuhi target dari MDGs yaitu sebesar 17 kematian bayi tiap 1000 kelahiran. Untuk itu pemerintah harus berupaya keras melalui berbagai program untuk menekan angka kematian bayi.

Geographically Weighted Poisson Regression (GWPR) adalah bentuk lokal dari regresi poisson dimana lokasi diperhatikan yang berasumsi bahwa data berdistribusi Poisson. Nakaya, dkk (2004) menggunakan model GWPR untuk suatu himpunan data pekerjaan dengan usia kematian di Tokyo. Hasil yang diperoleh menunjukan bahwa ada variasi yang signifikan dalam hubungan kerja dan usia kematian di Tokyo. Hadayeghi, dkk (2009) menunjukan bahwa model GWPR lebih baik digunakan untuk menyelidiki variasi dalam hubungan jumlah *zonal collisions* daripada *Generalized Linear Model* yang konvensional. Model GWPR akan diterapkan untuk pemodelan jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Timur tahun 2007 dengan menggunakan pembobot fungsi kernel gauss dan fungsi kernel bisquare.

Berdasarkan uraian di atas dapat dirumuskan permasalahan dalam penelitian ini yaitu faktor-faktor apa saja yang berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi di Jawa Timur berdasarkan model GWPR dengan menggunakan pembobot fungsi kernel Gauss. Sehingga, tujuan penelitian ini adalah menjawab permasalahan tersebut agar dapat dijadikan acuan untuk menurunkan tingkat kematian bayi.

TINJAUAN PUSTAKA

1. Model Regresi Poisson

Regresi Poisson merupakan suatu bentuk analisis regresi yang digunakan untuk memodelkan data yang berbentuk *count* (jumlah), misalnya data tersebut dilambangkan dengan Y yaitu banyaknya kejadian yang terjadi dalam suatu periode waktu dan/atau wilayah tertentu. Regresi Poisson mengasumsikan bahwa variabel random Y berdistribusi Poisson. Suatu variabel random Y didefinisikan mempunyai distribusi Poisson jika densitas (fungsi peluangnya) diberikan sebagai berikut (Mood, Graybill & Boes, 1974):

$$f_Y(y) = f_Y\left(y;\mu\right) = \begin{cases} \dfrac{e^{-\mu}\mu^y}{y!}, & y=0,1,2,... \\ 0 \quad, & \text{lainnya} \end{cases} \tag{1}$$

Dengan parameter $\mu > 0$. Persamaan di atas disebut juga sebagai fungsi peluang Poisson. Model regresi Poisson dapat ditulis sebagai berikut:

$$\log\left(\mu_i\right) = \beta_0 + \sum_{j=1}^{k} \beta_j x_{ij}, \quad i = 1,2,...,n \tag{2}$$

dengan $\mu_i = \mu_i\left(x_i\right) = \exp\left(\beta_j + \sum_{j=1}^{k} \beta_j x_{ij}\right).$

Penaksiran parameter regresi Poisson dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) kemudian diselesaikan dengan metode iterasi numerik yaitu Newton-Raphson. Pengujian parameter model regresi Poisson menggunakan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT).

1.1.1 Model Geographically Weighted Poisson Regression (GWPR)

Penaksiran parameter model GWPR menggunakan metode MLE. Langkah awal dari metode tersebut adalah dengan membentuk fungsi likelihood. Karena variabel respon berdistribusi Poisson $\left(Y_i \sim Poisson\left(\mu\left(\mathbf{x}_i,\boldsymbol{\beta}\right)\right)\right)$ maka fungsi likelihood adalah sebagai berikut:

$$L\left(\boldsymbol{\beta}\right) = \prod_{i=1}^{n} \frac{\exp\left(-\mu\left(\mathbf{x}_i,\boldsymbol{\beta}\right)\right)\left(\mu\left(\mathbf{x}_i,\boldsymbol{\beta}\right)\right)^{y_i}}{y_i\,!} \tag{3}$$

Setelah diperoleh bentuk likelihood kemudian dilakukan operasi logaritma natural sehingga diperoleh:

$$Ln\,L\left(\boldsymbol{\beta}\right) = \sum_{i=1}^{n}\left(-\mu\left(\mathbf{x}_i,\boldsymbol{\beta}\right) + y_i Ln\;\mu\left(\mathbf{x}_i,\boldsymbol{\beta}\right) - Ln\,y_i\,!\right) \tag{4}$$

Berdasarkan persamaan (2) maka persamaan (4) dapat ditulis sebagai :

$$Ln\,L\left(\boldsymbol{\beta}\right) = \sum_{i=1}^{n} y_i \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} - \sum_{i=1}^{n} \exp\left(\mathbf{x}_i^T,\boldsymbol{\beta}\right) - \sum_{i=1}^{n} Ln\,y_i\,! \tag{5}$$

Faktor letak geografis merupakan faktor pembobot pada model GWPR. Faktor ini memiliki nilai yang berbeda untuk setiap daerah yang menunjukan sifat lokal pada model GWPR. Oleh karena itu pembobot diberikan pada bentuk log-likelihoodnya untuk model lokal GWPR, maka diperoleh :

$$Ln\,L^*\left(\boldsymbol{\beta}\left(u_i,v_i\right)\right) = \sum_{j=1}^{n}\Big[y_j \mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}\left(u_j,v_j\right) - Ln\,y_j\,! - \exp\left(\mathbf{x}_j^T\boldsymbol{\beta}\left(u_j,v_j\right)\right)\Big]\,w_{ij}\left(u_i,v_i\right) \tag{6}$$

Estimasi parameter $\boldsymbol{\beta}\left(u_i,v_i\right)$ diperoleh dengan mendiferensialkan persamaan (6) terhadap $\boldsymbol{\beta}\left(u_j,v_j\right)$ maka diperoleh :

$$\frac{\partial Ln\,L^*\left(\boldsymbol{\beta}\left(u_i,v_i\right)\right)}{\partial\boldsymbol{\beta}^T\left(u_j,v_j\right)} = \sum_{j=1}^{n}\Big[y_j\mathbf{x}_j - \mathbf{x}_j\exp\left(\mathbf{x}_j^T\boldsymbol{\beta}\left(u_j,v_j\right)\right)\Big]\,w_{ij}\left(u_i,v_i\right) \tag{7}$$

Nilai estimasi diperoleh dengan memaksimumkan bentuk differensial tersebut sehingga diperoleh

$$\frac{\partial Ln\,L^*\left(\boldsymbol{\beta}\left(u_i,v_i\right)\right)}{\partial\boldsymbol{\beta}^T\left(u_j,v_j\right)} = \sum_{j=1}^{n}\Big[y_j\mathbf{x}_j - \mathbf{x}_j\exp\left(\mathbf{x}_j^T\boldsymbol{\beta}\left(u_j,v_j\right)\right)\Big]\,w_{ij}\left(u_i,v_i\right) = 0 \tag{8}$$

Karena fungsi pada persamaan (8) berbentuk implisit, maka digunakan suatu prosedur iterasi numerik yaitu metode Newton-Raphson. Iterasi Newton-Raphson adalah

$$\boldsymbol{\beta}_{(m+1)}\left(u_i,v_i\right) = \boldsymbol{\beta}_m\left(u_i,v_i\right) - \mathbf{H}_{(m)}^{-1}\left(\boldsymbol{\beta}_m\left(u_i,v_i\right)\right)\mathbf{g}_{(m)}\left(\boldsymbol{\beta}_m\left(u_i,v_i\right)\right) \tag{9}$$

Dimana

$$\mathbf{g}_{(m)}\left(\boldsymbol{\beta}_m\left(u_i,v_i\right)\right) = \frac{\partial\,Ln\,L^*\left(\boldsymbol{\beta}\left(u_i,v_i\right)\right)}{\partial\boldsymbol{\beta}^T\left(u_i,v_i\right)}$$

$$\mathbf{g}_{(m)}\left(\boldsymbol{\beta}_m\left(u_i,v_i\right)\right) = -\sum_{i=1}^{n}\mathbf{x}_i w_{ij}\left(u_i,v_i\right)\exp\left(\mathbf{x}_i^T\boldsymbol{\beta}\left(u_i,v_i\right)\right) + \sum_{i=1}^{n}\mathbf{x}_i w_{ij}\left(u_i,v_i\right)y_i \qquad (10)$$

$$\mathbf{H}_{(m)}\left(\boldsymbol{\beta}_m\left(u_i,v_i\right)\right) = \frac{\partial Ln\,L^{*2}\left(\boldsymbol{\beta}\left(u_i,v_i\right)\right)}{\partial\boldsymbol{\beta}\left(u_i,v_i\right)\partial\boldsymbol{\beta}^T\left(u_i,v_i\right)} = -\sum_{i=1}^{n}\left[\mathbf{x}_i w_{ij}\left(u_i,v_i\right)\mathbf{x}_i^T\exp\left(\mathbf{x}_i^T\boldsymbol{\beta}\left(u_i,v_i\right)\right)\right] \qquad (11)$$

Apabila persamaan (10) dan (11) disubtitusikan ke persamaan (9), maka diperoleh:

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{(m+1)}\left(u_i,v_i\right) = \left(\sum_{i=1}^{n}\mathbf{x}_i w_{ij}\left(u_i,v_i\right)\widehat{\mu}_{i_{(m)}}\mathbf{x}_i^T\right)^{-1}\left(\sum_{i=1}^{n}\mathbf{x}_i w_{ij}\left(u_i,v_i\right)\widehat{\mu}_{i_{(m)}}\left\{\left(\frac{y_i-\widehat{\mu}_{i_{(m)}}}{\widehat{\mu}_{i_{(m)}}}\right)+\mathbf{x}_i^T\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{(m)}\left(u_i,v_i\right)\right\}\right) \qquad (12)$$

Persamaan (12) dapat ditulis menjadi

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{(m+1)}\left(u_i,v_i\right) = \left(\sum_{i=1}^{n}\mathbf{x}_i w_{ij}\left(u_i,v_i\right)\widehat{y}_{i_{(m)}}\mathbf{x}_i^T\right)^{-1}\left(\sum_{i=1}^{n}\mathbf{x}_i w_{ij}\left(u_i,v_i\right)\widehat{y}_{i_{(m)}}\left\{\left(\frac{y_i-\widehat{y}_{i_{(m)}}}{\widehat{y}_{i_{(m)}}}\right)+\mathbf{x}_i^T\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{(m)}\left(u_i,v_i\right)\right\}\right) \qquad (13)$$

Apabila digunakan pendekatan matriks maka persamaan (13) dapat ditulis sebagai berikut :

$$\boldsymbol{\beta}^{(m+1)}\left(u_i,v_i\right) = \left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}\left(u_i,v_i\right)\mathbf{A}\left(u_i,v_i\right)^{(m)}\mathbf{X}\right)^{-1}\left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}\left(u_i,v_i\right)\mathbf{A}\left(u_i,v_i\right)^{(m)}\mathbf{z}\left(u_i,v_i\right)^{(m)}\right) \qquad (14)$$

Dimana $\mathbf{X}$: Matriks prediktor, sebagai berikut :

$$X = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \cdots & x_{1p} \\ 1 & x_{21} & \cdots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & \cdots & x_{np} \end{pmatrix}$$

$W\left(u_i,v_i\right)$: matriks pembobot, dinotasikan seperti

$$W\left(u_i,v_i\right) = diag\left[w_{i1}\ w_{i2}\cdots w_{in}\right]$$

$A\left(u_i,v_i\right)$: Matriks pembobot varians yang berhubungan dengan *Fisher Scoring* untuk setiap lokasi i, dinotasikan sebagai berikut :

$$A\left(u_i,v_i\right)^{(m)} = diag\left[\widehat{y}_1\left(\beta^{(m)}\left(u_i,v_i\right)\right)\widehat{y}_2\left(\beta^{(m)}\left(u_i,v_i\right)\right)\ldots\widehat{y}_n\left(\beta^{(m)}\left(u_i,v_i\right)\right)\right]$$

$z\left(u_i,v_i\right)$: Vektor *adjusted* dari variabel respon, didefinisikan sebagai berikut :

$$z_i^{(m)}\left(u_i,v_i\right) = \left\{\left(\frac{y_i-\widehat{y}_i\beta^{(m)}\left(u_i,v_i\right)}{\widehat{y}_i\beta^{(m)}\left(u_i,v_i\right)}\right) + \left(\beta_i^{(m)}\left(u_i,v_i\right)+\sum_{k=1}^{p}\beta_i^{(m)}\left(u_i,v_i\right)x_{kj}\right)\right\} \qquad (11)$$

Dengan mengulang prosedur iterasi untuk setiap titik regresi ke-i, maka penaksir parameter lokal akan didapatkan. Iterasi berhenti pada saat konvergen, yaitu pada saat $\left\|\beta^{(m+1)}\left(u_i,v_i\right)-\beta^{(m)}\left(u_i,v_i\right)\right\| \le \varepsilon$, dimana ε merupakan bilangan yang sangat kecil.

Uji hipotesis yang pertama dilakukan adalah pengujian kesamaan model regresi Poisson dan GWPR untuk menguji signifikansi dari faktor geografis. Bentuk hipotesisnya adalah :

$H_0 : \beta_k\left(u_i,v_i\right) = \beta_k;\ \ i = 1,2,...,n;\ \ k = 1,2,...,p$

(tidak ada perbedaan yang signifikan antara model regresi Poisson dan model GWPR)

H_1 : paling tidak ada satu $\beta_k\left(u_i,v_i\right) \ne \beta_k$

(ada perbedaan yang signifikan antara model regresi Poisson dengan model GWPR) (13)

Pengujian kesamaan model regresi Poisson dan GWPR menggunakan perbandingan nilai devians model regresi Poisson dan model GWPR. Misalkan model regresi Poisson dinyatakan dengan model A dengan derajat bebas df_A dan model GWPR dinyatakan dengan model B dengan derajat bebas df_B maka :

$$F_{hit} = \frac{Devians\ \ Model\ \ A\,/\,df_A}{Devians\ \ Model\ \ B\,/\,df_B} \qquad (15)$$

Akan mengikuti distribusi F dengan derajat bebas df_A dan df_B. Kriteria pengujiannya adalah tolak H_0 jika

$$F_{hit} > F_{(\alpha;df_A;df_B)}$$

Pengujian parameter model dilakukan dengan menguji parameter secara parsial. Pengujian ini untuk mengetahui parameter mana saja yang signifikan memepengaruhi variabel responnya. Bentuk hipotesis pengujian parameter model secara parsial adalah :

$H_0 : \beta_k\left(u_i,v_i\right) = \beta_k;\ \ i = 1,2,...,n;\ \ k = 1,2,...,p$

$H_1 : \beta_k\left(u_i,v_i\right) \ne 0$

Unyuk pengujian hipotesis di atas, digunakan:

$$Z = \frac{\widehat{\beta}_k\left(u_i,v_i\right)}{se\left(\widehat{\beta}_k\left(u_i,v_i\right)\right)} \qquad (16)$$

Nilai standar error $\widehat{\beta}_k\left(u_i,v_i\right)$ diperoleh dari :

$$se\left(\widehat{\beta}_k\left(u_i,v_i\right)\right)=\sqrt{\text{var}\left(\widehat{\beta}_k\left(u_i,v_i\right)\right)} \quad (17)$$

Dengan $\text{var}\left(\widehat{\beta}_k\left(u_i,v_i\right)\right)$ merupakan elemen ke-k diagonal pada matriks $\text{var}\left(\widehat{\boldsymbol{\beta}}\left(u_i,v_i\right)\right)$ yang berukuran $\left(\left(p+1\right)x\left(p+1\right)\right)$ dan $\widehat{\beta}_k\left(u_i,v_i\right)$ merupakan taksiran parameter model yang memaksimumkan fungsi log-likelihood. Kriteria pengujiannya adalah tolak H_0 jika $\left|Z_{hit}\right|>Z_{\alpha/2;n-(p+1)}$

Pembobot yang digunakan untuk mengestimasi paramater dalam model GWPR adalah fungsi kernel Gauss yaitu :

$$w_{ij}\left(u_i,v_i\right)=\exp\left(-\left(d_{ij}/h\right)^2\right) \quad (18)$$

dengan d_{ij} jarak antara lokasi $\left(u_i,v_i\right)$ ke lokasi $\left(u_j,v_j\right)$ dan h adalah parameter non negatif yang diketahui dan biasanya disebut parameter penghalus *(bandwidth)*. Salah satu metode yang digunakan untuk untuk memilih *bandwidth* optimum adalah metode *Cross Validation* (CV) yang didefinisikan sebagai berikut:

$$CV\left(h\right)=\sum_{i=1}^{n}\left(y_i-\widehat{y}_{\neq i}\left(h\right)\right)^2 \quad (19)$$

dengan

$\widehat{y}_{\neq i}\left(h\right)$: Nilai penaksir y_i (*fitting value*) dimana pengamatan dilokasi $\left(u_i,v_i\right)$ dihilangkan dari proses penaksiran

$\widehat{y}_i\left(h\right)$: Nilai penaksir y_i (*fitting value*) dimana pengamatan dilokasi $\left(u_i,v_i\right)$ dimasukan dalam proses penaksiran

v_1 : Jumlah penaksir yang efektif

n : Jumlah sampel

Metode yang digunakan untuk memilih model terbaik untuk GWPR yaitu *Akike Information Criterion* (AIC) yang didefinisikan sebagai berikut :

$$AIC = D(G) + 2K(G) \quad (20)$$

dengan $D(G)$ merupakan nilai devians model dengan bandwidth (G) dan $K(G)$ merupakan jumlah parameter dalam model dengan bandwidth (G). Model terbaik adalah model dengan nilai *AIC* terkecil

1.1.2 Kematian Bayi

Kematian bayi adalah suatu kematian yang dialami anak sebelum mancapai usia satu tahun. Angka kematian bayi (AKB) adalah besarnya kemungkinan bayi meninggal sebelum mencapai usia satu tahun, dinyatakan dalam perseribu kelahiran hidup. Kematian bayi sangat dipengaruhi oleh kondisi kesehatan perumahan dan keadaan sosial ekonomi orang tua (BPS, 2009). Menurut Mosley & Chen (1981), faktor sosial ekonomi dan budaya merupakan faktor penentu morbiditas dan kematian bayi, namun pengaruh ini bersifat tidak langsung karena harus melalui mekanisme biologi tertentu (variabel antara) yang kemudian akan menimbulkan resiko morbiditas, kemudian bayi sakit dan apabila tidak sembuh maka bayi akan cacat atau meninggal. Dalam masalah ini morbiditas dan kematian bayi sebagai masalah pokok sedangkan sosial ekonomi dan budaya serta variabel-variabel antara sebagai faktor yang memepengaruhi kematian bayi.

METODE PENELITIAN

Data yang dipergunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik yaitu data survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS) tahun 2007 untuk Provinsi Jawa Timur. Untuk mendukung proses penelitian digunakan paket program komputer yaitu software MINITAB dan GWR4.

Variabel yang digunakan yaitu Jumlah kematian bayi (Y), Persentase persalinan yang dilakukan dengan bantuan non medis (X_1), Rata-rata usia perkawinan pertama wanita (X_2), Rata-rata jumlah pengeluaran rumah tangga perkapita sebulan (X_3), Rata-rata pemberian ASI ekslusif (X_4), Persentase penduduk miskin(X_5), Jumlah Tenaga Kesehatan (X_6), Jumlah Sarana Kesehatan (X_7), Garis Lintang (u_i) dan Garis Bujur (v_i)

Untuk mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh pada jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Timur tahun 2007 dengan menggunakan model GWPR dilakukan analisis dengan langkah-langkah sebagai berikut:

a. Menganalisis model regresi Poisson dengan langkah-langkah sebagai berikut :
   1. Pemeriksaan kolinieritas antara variabel prediktor
   2. Menaksir parameter model regresi Poisson
   3. Pengujian kesesuaian model regresi Poisson
b. Menganalisis model GWPR dengan langkah-langkah sebagai berikut:
   1. Menentukan u_i dan v_i setiap kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur
   2. Menentukan bandwidth optimum dengan menggunakan metode *Cross Validation* (CV)
   3. Menghitung jarak Eucliden anatara lokasi pengamatan berdasarkan posisi geografis.
   4. Menghitung matriks pembobot dengan menggunakan fungsi kernel gauss dan fungsi kernel bisquare
   5. Menaksir parameter model GWPR
   6. Melakukan pengujian kesamaan model regresi Poisson dan GWPR untuk menguji signifikansi dari faktor geografis dengan menggunakan hipotesis berikut :

      $H_0:\ \beta_k\left(u_i,v_i\right)=\beta_k$, $k = 1, 2, \ldots, p$

      H_1 : paling tidak ada satu $\beta_k\left(u_i,v_i\right)\neq\beta_k$
   7. Melakukan pengujian parameter secara parsial dengan menggunakan hipotesis berikut :

      $H_0:\beta_k\left(u_i,v_i\right)=0$

$$H_1 : \beta_k\left(u_i, v_i\right) \neq 0 \; ; k = 1, 2, ..., p$$

8. Membuat kesimpulan

c. Membandingkan model regresi Poisson dengan model GWPR

HASIL DAN PEMBAHASAN

Sebagai langkah awal untuk analisis model GWPR, maka perlu dibentuk regresi global yaitu model regresi Poisson. Sebelum membentuk regresi Poisson maka perlu dilakukan uji kolinieritas untuk mengetahui apakah variabel prediktor telah memenuhi kondisi saling tidak berkorelasi.

Beberapa kriteria yang dapat digunakan untuk mengetahui adanya kolinieritas diantara variabel prediktor yaitu dengan menggunakan koefisien korelasi (*Pearson Correlation*) dan nilai *Variance Inflation Factors* (VIF). Kedua kriteria menunjukan hasil yang sama yaitu tidak adanya kolinieritas diantara variabel-variabel prediktor sehingga variabel-variabel prediktor yang digunakan dalam penelitian ini di provinsi Jawa Timur tahun 2007 dapat digunakan dalam pembentukan model regresi Poisson. Berikut ini estimasi parameter model regresi Poisson Jawa Timur.

Tabel 1. Estimasi Parameter Model Regresi Poisson di Jawa Timur

Parameter	Estimasi	Standar Error	T Hitung
β_1	3,0119	0,0368	81,8899*
β_2	-0,2445	0,0766	-3,1999*
β_3	-0,3910	0,1004	-3,8937*
β_4	0,0538	0,1003	0,5363
β_5	0,0998	0,0371	2,6874*
β_6	0,0902	0,0777	1,1614
β_7	0,1015	0,0938	1,0825
β_8	-0,2396	0,0811	-2,9534*

*) Parameter yang berpengaruh secara signifikan pada α = 5%

Dari Tabel 1 terdapat 5 parameter yang signifikan yaitu β_0, β_1, β_2, β_4 dan β_7, sehingga model regresi Poisson yang dibentuk untuk jumlah kematian bayi di provinsi Jawa Timur adalah :

$$\hat{\mu}_i = \exp\left(3,0119 - 0,2445X_1 - 0,3910X_2 + 0,0998X_4 - 0,2396X_7\right)$$

Berdasarkan nilai deviance $D\left(\hat{\beta}\right)$, model regresi Poisson untuk provinsi Jawa Timur layak dan sesuai untuk menggambarkan hubungan antara variabel respon dan variabel prediktor.

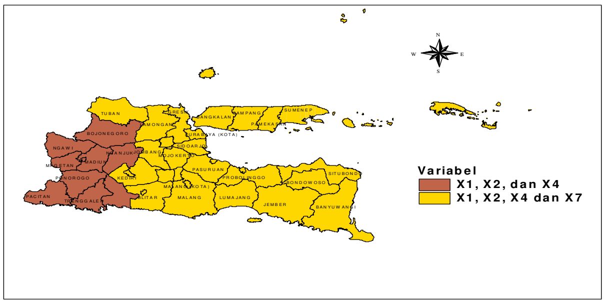
Selanjutnya dilakukan pemodelan dengan menggunakan model GWPR. Langkah pertama untuk membangun model GWPR adalah dengan menentukan letak geografis tiap kabupaten/kota di provinsi Jawa Timur, setelah diperoleh letak geografis maka langkah selanjutnya yaitu memilih bandwidth optimum. Nilai bandwidth untuk provinsi Jawa Timur yang diperoleh dari hasil iterasi adalah q:0,947373 dengan nilai kriteria CV:20209,69. Untuk setiap lokasi pusat akan diperoleh nilai bandwidth optimum yang berbeda-beda.

Setelah mendapatkan nilai bandwidth optimum, maka langkah selanjutnya adalah mendapatkan matriks pembobot, dimana dalam penelitian ini akan digunakan pembobot yaitu fungsi kernel gauss dan fungsi kernel bisquare. Misalkan matriks pembobot di lokasi $\left(u_1, v_1\right)$ adalah $W\left(u_1, v_1\right)$ maka langkah awal sebelum mendapatkan matriks pembobot ini adalah dengan mencari jarak euclid lokasi $\left(u_1, v_1\right)$ ke semua lokasi penelitian. Matriks pembobot yang dibentuk dengan fungsi kernel gauss pada lokasi $\left(u_1, v_1\right)$ yaitu kabupaten Pacitan di provinsi Jawa Timur adalah :

$$\begin{aligned} W\left(u_1, v_1\right) = diag(&1,0000\ 0,7807\ 0,8889\ 0,8595\ 0,7412 \\ &0,6915\ 0,6393\ 0,5183\ 0,4879\ 0,3679\ 0,4528 \\ &0,4393\ 0,5407\ 0,5651\ 0,6020\ 0,6304\ 0,6556 \\ &0,7550\ 0,7768\ 0,7927\ 0,7532\ 0,7001\ 0,5554 \\ &0,6069\ 0,6095\ 0,5722\ 0,4799\ 0,4610\ 0,4258 \\ &0,6994\ 0,7206\ 0,6366\ 0,5032\ 0,5922\ 0,6309 \\ &0,7812\ 0,5854\ 0,6439) \end{aligned}$$

Penaksiran parameter model GWPR menggunakan metode Newton-Raphson dapat diselesaikan dengan menggunakan software GWR4, sehingga didapatkan nilai taksiran parameter disemua lokasi $\left(u_1, v_1\right)$, i = 1, 2,..., 38.

Pengujian kesamaan model regresi Poisson dan GWPR dilakukan dengan menggunakan uji *F*. Diperoleh kesimpulan bahwa tidak ada perbedaan yang signifikan antara model GWPR dengan menggunakan pembobot fungsi kernel gauss dengan model regresi Poisson di Jawa Timur. Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi disetiap lokasi. Dengan menggunakan α = 5%, Kabupaten/Kota di Jawa Timur dikelompokan berdasarkan variabel-variabel yang signifikan dalam mempengaruhi jumlah kematian bayi yaitu:



Gambar 1 Pengelompokan Kab/Kota di Jawa Timur Berdasarkan Variabel Yang Signifikan Dengan Menggunakan Pembobot Fungsi Kernel Gauss

Berdasarkan Gambar 1 terlihat bahwa di Jawa Timur dengan menggunakan pembobot fungsi kernel gauss terdapat 2 kelompok Kabupaten/Kota. Secara keseluruhan faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi di Jawa Timur berdasarkan model GWPR dengan pembobot fungsi kernel gauss adalah persentase persalinan yang dilakukan dengan bantuan tenaga non medis (X_1), rata-rata usia perkawinan pertama wanita (X_2), rata-rata pemberian ASI ekslusif (X_4) dan jumlah sarana kesehatan (X_7). Sehingga model GWPR dengan menggunakan pembobot fungsi kernel gauss yang dibentuk untuk jumlah kematian bayi di Kabupaten Pacitan adalah :

$$\mu_i = \exp\left(2,9962 - 0,3076X_1 - 0,4248X_2 + 0,1194X_4\right)$$

Model diatas menjelaskan bahwa jumlah kematian bayi di Kabupaten Pacitan tahun 2007 akan berkurang sebesar exp(0,3076) jika variabel X_1 bertambah sebesar satu satuan dengan syarat variabel prediktor yang lain adalah konstan, hal yang sama juga berlaku untuk variabel X_2. Sebaliknya jumlah kematian bayi di Kabupaten Pacitan tahun 2007 akan bertambah sebesar exp(0,1194) jika variabel X_4 bertambah sebesar satu satuan dengan syarat variabel prediktor yang lain adalah konstan.

Perbandingan model regresi Poisson dan model GWPR dengan menggunakan pembobot fungsi kernel gauss dilakukan untuk mengetahui model mana yang lebih baik diterapkan untuk jumlah kematian bayi di provinsi Jawa Timur. Kriteria kebaikan model yang digunakan adalah dengan membandingkan nilai AIC dari model tersebut. Model yang terbaik adalah model dengan nilai AIC terkecil. Hasil yang diperoleh adalah sebagai berikut :

Tabel 2 Perbandingan Kesesuaian Model

	Devians	**AIC**
Model Regresi Poisson	626,501	642,501
Model GWPR (Kernel Gauss)	546,319*	564,647*

*) Model Terbaik

Berdasarkan Tabel 2 diperoleh bahwa model GWPR dengan menggunakan pembobot fungsi kernel gauss lebih baik digunakan untuk menganalisis jumlah kematian bayi di provinsi Jawa Timur karena mempunyai nilai AIC yang terkecil.

KESIMPULAN

Dari hasil analisa data dan pembahasan dapat diperoleh kesimpulan sebagai berikut :

1. Secara keseluruhan faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi di Jawa Timur berdasarkan model GWPR dengan pembobot fungsi gauss adalah persentase persalinan yang dilakukan dengan bantuan tenaga non medis (X_1), rata-rata usia perkawinan pertama wanita (X_2), rata-rata pemberian ASI ekslusif (X_4) dan jumlah sarana kesehatan (X_7).
2. Model GWPR dengan menggunakan pembobot fungsi kernel gauss lebih baik digunakan untuk menganalisis jumlah kematian bayi di provinsi Jawa Timur tahun 2007 karena mempunyai nilai AIC yang terkecil.

Dari penelitian ini saran yang dapat diberikan adalah dalam penelitian lebih lanjut hendaknya sampel yang digunakan sampai ke level lebih kecil (kecamatan) sehingga mampu mempertajam analisis spasialnya. Variabel-variabel yang digunakan pun hendaknya memasukan unsur sosial budaya yang bersifat lokal, sehingga hasil akhir yang diharapkan mampu menerangkan kondisi lokal daerah tersebut.

DAFTAR PUSTAKA

Aulele, N.S. and Purhadi. 2009. Geographically Weighted Poisson Regression Model. *Proceding of IndoMS International Conference on Mathematics and Its Applications (IICMA) 2009*, 1041-1048. Yogyakarta, Indonesia

BPS. 2009. Angka Kematian Bayi, Data Statistik Indonesia. Badan Pusat Statistik Jakarta, Indonesia

Bappenas (2005), *Laporan Perkembangan Pencapaian Tujuan Pembangunan Milenium (Millenium Development Goals/MDGs)*. Bappenas Jakarta, Indonesia

Brunsdon, C., Fotheringham, A.S. and Charlton, M. 1998. Geographically Weighted Regression: a method for exploring spatial nonstationarity, *Geographical Analysis*, 28, 281-298.

Chasco, C., Garcia, I. and Vicens, J. 2007. *Modeling Spastial Variations in Household Disposible Income with Geographically Weighted Regression,* Munich Personal RePEc Arkhive (MPRA) Working Papper No. 1682.

Famoye, F., Wulu, J.T. and Singh, K.P. 2004. On The Generalized Poisson Regression Model with an Application to Accident Data. *Journal of Data Science*, 2 (2004) 287-295

Hadayeghi, A., Shalaby, A. and Persaud, B. 2009. Development of Planning-Level Transportation Safety Tools Using Geographically Weighted Poisson Regression, *National Academy of Sciences*.

Hocking, R. 1996. *Methods and Application of Linear Models*. John Wiley & Sons, New York

Huang, Y. and Leung, Y. 2002. Analysing Regional Industrialisation in Jiangsu Province Using Geographically Weighted Regression, *Journal of Geographical System*, 4 : 233-249

Mei, C. L. 2005. *Geographically Weighted Regression Technique for Spatial Data Analysis*, School of Science Xi'an Jiaotong University.

McCullagh, P. and Nelder, J.A. 1989. *Generalized Linear Models*, Second Edition, Chapman & Hall, London.

Mood, A.M., Graybill, F.A. and Boes, D.C. 1974. *Introduction to The Theory of Statistics*, Third Edition, McGraw-Hill, Singapura

Nakaya, T., Fotheringham, A.S., Brunsdon, C. and Charlton, M. 2004. Geographically Weighted Poisson Regression for Disease Association Mapping, *Statistics in Medicine*, Volume 24 Issue 17, pages 2695-2717.